امتحان مقرر نظرية الاحتمالات

كلية العلوم لطلاب السنة الثالثة رياضيات المدة : 90 دقيقة

قسم الرياضيات الفصل الدراسي الثاني للعام 2016 – 2017 الدرجة : 100

السؤال الأول (60 درجة):

جامعة البعث

: والمطلوب ، $f\left(x\right) = 1$; 0 < x < 1 والمطلوب ، والمطلوب ، $f\left(x\right) = 1$

.
$$P\left(Y>rac{1}{2}
ight)$$
 عين التوزيع الاحتمالي للمتغير للمتغير يا $(2\cdot Y)=-rac{1}{2}\ln X$ عين التوزيع الاحتمالي المتغير (1 عين التوزيع الاحتمالي المتغير ال

بفرض
$$X=\sum_{i=1}^n Y_i$$
 عينة عشوائية لـ Y عندئذٍ عين الدالـة المولـدة للمتغير $Z=\sum_{i=1}^n Y_i$ ، ثم استتج ما هو التوزيع X الاحتمالي لـ $X=X$ عين $X=X$ عين $X=X$ عين $X=X$ عين $X=X$ عين $X=X$

بفرض أن Y_1, Y_2 متغيران عشوائيان مستقلان ولكل منهما نفس توزيع عندئذ:

.
$$\rho(3Y_1, 4Y_2 + 2)$$
 , $COV(3Y_1, 3Y_2)$, $M_{(Y_1, Y_2)}(t_1, t_2)$, $E(Y_1 \cdot Y_2)$ احسب \bullet

$$P\left(Y_{1} > \frac{1}{2}, Y_{2} > \frac{1}{2}\right)$$
 عين الدالة التوزيعية المشتركة لـ Y_{1}, Y_{2} لـ الدالة التوزيعية المشتركة لـ 2

. Y_2,Y_1 عين التوزيع الاحتمالي للمتغير $\{Y_1,Y_2\}$ عين الدالة المولدة للعزوم المركزية المشتركة لـ $U=\min\{Y_1,Y_2\}$

ب) بفرض
$$f_X\left(x\right)=rac{2}{\pi}rac{1}{4+x^2}\;;\;x\in\mathbb{R}$$
 ، والمطلوب: بفرض X متغير عشوائي دالة كثافته الاحتمالية:

- . X ما نوع المتغير X . P(X>2) عيِّن الدالة التوزيعية لـ X . (3) احسب P(X>2) عيِّن الدالة المميزة لـ X
- . \overline{X} عينة عشوائية لـ X، عندئذِ عين الدالة المميزة لـ \overline{X} ما هو التوزيع الاحتمالي لـ \overline{X} عينة عشوائية الحتمالي لـ \overline{X}
- X_1,X_2 احسب $P(\overline{X}>2)$ احسب R=2 المشتركة لـ X_1,X_2 العينة لـ X_1,X_2 العينة لـ العي
 - $P(X_1 > 2, X_2 > 2)$ احسب (9

السؤال الثاني (40 درجة):

؛ عندئذ: Y , X عندئذ احتمالية مشتركة لـ $f\left(x\,,y\,
ight)=xe^{-x\left(y\,+1
ight)}\;;\;x>0\;,\,y>0$ عندئذ:

- . X عيِّن دوال الكثافة الهامشية لكل من X و X و عيِّن دوال الكثافة الشرطية لـ X حيث X ، ولـ Y حيث X .
 - . X حيث X حيث X حيث X حيث كل من التوقع الشرطي والتباين الشرطي والدالة المولدة الشرطية والدالة التوزيعية الشرطية لـ

ب) بفرض أنّ X متغير عشوائي بواسوني وسيطه λ ، والمطلوب:

عيِّن كل من الدالة المولدة والدالة المولدة التراكمية والدالة المولدة للعزوم المركزية لـ X. Z عيِّن التوزيع الاحتمالي للمتغير X متغير عشوائي مستقل عن X، وله نفس التوزيع الاحتمالي بنفس الوسيط X عندئذ احسب Y متغير X متغير عشوائي مستقل عن X، وله نفس التوزيع الاحتمالي بنفس الوسيط X عندئذ احسب Y.

الاسم :

السوال الأول:

(أ

:دينا X متغير عشوائي منتظم على المجال $[\,0\,,1\,]$ دالة كثافته هي (1 $f_{_X}\left(x\,\right)\!=\!1$; $x\in\![\,0\,,1\,]$

ولدينا:

$$Y = -\frac{1}{2}\ln X \implies -2Y = \ln X \implies \boxed{X = e^{-2Y}} \Rightarrow \frac{dX}{dY} = -2e^{-2Y} \Rightarrow \boxed{\left|\frac{dX}{dY}\right|} = 2e^{-2Y}$$

ومنه نجد أنَّ:

$$f_{Y}(y) = f_{X}(x) \left| \frac{dx}{dy} \right|_{x=e^{-2y}} = 1 \left(\frac{1}{2} e^{-2y} \right) \Big|_{x=e^{-2y}} = \frac{1}{2} e^{-2y} \implies \left[f_{Y}(y) = 2e^{-2y} ; y > 0 \right]$$

. $\lambda=2$ واضح أنَّ Y متغير عشوائي أسى بالوسيط Y

: هي التوزيعية له هي $\lambda=2$ بما أنَّ Y متغير عشوائي أسي بالوسيط $\lambda=2$

$$F_{Y}(y)=1-e^{-\lambda y}=1-e^{-2y}$$
; $y>0$

 $:P\left(Y>\frac{1}{2}\right)$ حساب (3

$$P\left(Y > \frac{1}{2}\right) = 1 - P\left(Y \le \frac{1}{2}\right) = 1 - F_Y\left(\frac{1}{2}\right) = 1 - \left(1 - e^{-2\left(\frac{1}{2}\right)}\right) = e^{-1} = \frac{1}{e}$$

عند $Z=\sum_{i=1}^n Y_i$ بما أنَّ Y_1,Y_2,\ldots,Y_n عينة عشوائية ل Y_1,Y_2,\ldots,Y_n بما أنَّ الدالة المولدة للمتغير والمرابع عينة عشوائية ل

$$M_{Z}\left(t\right) = M_{\sum_{i=1}^{n} Y_{i}}\left(t\right) = \prod_{i=1}^{n} M_{Y_{i}}\left(t\right) = \prod_{i=1}^{n} M_{Y_{i}}\left(t\right) = \left[M_{Y_{i}}\left(t\right)\right]^{n} = \left[\left(1 - \frac{t}{2}\right)^{-1}\right]^{n} = \left(1 - \frac{t}{2}\right)^{-n}$$

. lpha=2 و $\lambda=n$ واضح أنَّ الدالة المولدة للمتغير العشوائي Z هي دالة مولدة لمتغير عشوائي غماوي بالوسيطين

 $:V\left(Z
ight) ,E\left(Z
ight)$ پيجاد (5)

: فإن lpha=2 و $\lambda=n$ فإن غماوي بالوسيطين عشوائي Z غماوي بالوسيطين

$$E(Z) = \frac{\lambda}{\alpha} = \frac{n}{2}$$
, $V(Z) = \frac{\lambda}{\alpha^2} = \frac{n}{(2)^2} = \frac{n}{4}$

بما أنَّ Y_1, Y_2 متغيران عشوائيان مستقلان ولكل منهما نفس توزيع وانَّ: (6)

1 حساب المقادير:

$$E(Y_{1},Y_{2}) = E(Y_{1}).E(Y_{2}) = \left(\frac{1}{2}\right).\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{1}{4}$$

$$M_{(Y_{1},Y_{2})}(t_{1},t_{2}) = M_{(Y_{1})}(t_{1}).M_{(Y_{2})}(t_{2}) = \left(1 - \frac{t_{1}}{2}\right)^{-1}.\left(1 - \frac{t_{2}}{2}\right)^{-1} = \frac{4}{(2 - t_{1}).(2 - t_{2})}$$

$$COV(3Y_{1},3Y_{2}) = 9COV(Y_{1},Y_{2}) = 9(0) = 0$$

$$\rho(3Y_1, 4Y_2 + 2) = \rho(Y_1, Y_2) = 0$$

$$\rho(3Y_1, 4Y_1 + 2) = \rho(Y_1, Y_1) = 1$$

 $: Y_1, Y_2$ تعيين الدالة التوزيعية المشتركة للمتغيرين 2

$$F_{(Y_1,Y_2)}(y_1, y_2) = F_{Y_1}(y_1).F_{Y_2}(y_2) = (1 - e^{-2y_1}).(1 - e^{-2y_2})$$
; $y_1 > 0$, $y_2 > 0$

$$: P\left(Y_{1} > \frac{1}{2}, Y_{2} > \frac{1}{2}\right)$$
 جساب **3**

$$P\left(Y_{1} > \frac{1}{2}, Y_{2} > \frac{1}{2}\right) = P\left(Y_{1} > \frac{1}{2}\right) \cdot P\left(Y_{2} > \frac{1}{2}\right) = \left[1 - P\left(Y_{1} \le \frac{1}{2}\right)\right] \cdot \left[1 - P\left(Y_{2} \le \frac{1}{2}\right)\right] = \left[1 - F_{Y_{1}}\left(\frac{1}{2}\right)\right] \cdot \left[1 - F_{Y_{2}}\left(\frac{1}{2}\right)\right] = \left[1 - \left(1 - e^{-2\left(\frac{1}{2}\right)}\right)\right] \cdot \left[1 - \left(1 - e^{-2\left(\frac{1}{2}\right)}\right)\right] = e^{-2} = \frac{1}{e^{2}}$$

 $U=\min\left\{ Y_{_{1}},Y_{_{2}}
ight\}$ عين التوزيع الاحتمالي للمتغير 4

$$\begin{split} F_{U}\left(u\right) &= P\left(U < u\right) = 1 - P\left(U \ge u\right) = 1 - P\left(\min\left\{Y_{1}, Y_{2}\right\} \ge u\right) = \\ &= 1 - P\left(Y_{1} \ge u, Y_{2} \ge u\right) = 1 - P\left(Y_{1} \ge u\right) P\left(Y_{2} \ge u\right) = \\ &= 1 - \left[1 - P\left(Y_{1} < u\right)\right] \left[1 - P\left(Y_{2} < u\right)\right] = 1 - \left[1 - F_{Y_{1}}\left(u\right)\right] \left[1 - F_{Y_{2}}\left(u\right)\right] = \\ &= 1 - \left[1 - F_{Y}\left(u\right)\right] \left[1 - F_{Y}\left(u\right)\right] = 1 - \left[1 - F_{Y}\left(u\right)\right]^{2} = 1 - \left[1 - \left(1 - e^{-2u}\right)\right]^{2} \\ &= 1 - \left[e^{-2u}\right]^{2} = 1 - e^{-4u}; u > 0 \Rightarrow f_{U}\left(u\right) = \frac{d}{du} F_{U}\left(u\right) = \frac{d}{du} \left[1 - e^{-4u}\right] = 4e^{-4u}; u > 0 \end{split}$$

 $\lambda = 4$ من الواضح أنَّ U متغير عشوائي أسي بالوسيط

 Y_2, Y_1 إنَّ الدالة المولدة للعزوم المركزية المشتركة لـ Y_2, Y_1 هي:

$$E(Y_{2}) = E(Y_{1}) = E(Y_{1}) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{2}$$

$$M_{c}(t_{1},t_{2}) = e^{-t_{1}EY_{1}-t_{2}EY_{2}}M_{(Y_{1},Y_{2})} = e^{-\frac{1}{2}t_{1}-\frac{1}{2}t_{2}}\frac{4}{(2-t_{1}).(2-t_{2})} = \frac{4e^{-\frac{1}{2}t_{1}-\frac{1}{2}t_{2}}}{(2-t_{1}).(2-t_{2})}$$

ب)

X التوزيع الاحتمالي لـ X:

من الواضح أنَّ: $x < x < +\infty$ بالوسيطين $f_X(x) = \frac{2}{\pi} \frac{1}{4+x^2}$ من النمط كوشي بالوسيطين $f_X(x) = \frac{2}{\pi} \frac{1}{4+x^2}$ من النمط كوشي بالوسيطين . a = 2 , b = 0

: عطى بالعلاقة : a=2 , b=0 ين النمط كوشى بالوسيطين a=2 , b=0 تعطى بالعلاقة (2

$$F_X(x) = \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x}{2}\right) + \frac{1}{2}$$
, $-\infty < x < +\infty$

: P(X > 2) حساب (3

$$P(X > 2) = 1 - P(X \le 2) = 1 - F_X(2) = 1 - \left[\frac{1}{\pi}\arctan\left(\frac{2}{2}\right) + \frac{1}{2}\right] = 1 - \left[\frac{1}{\pi}\left(\frac{\pi}{4}\right) + \frac{1}{2}\right] = \frac{1}{4}$$

بما أنَّ المتغير العشوائي X من النمط كوشي بالوسيطين a=2 , b=0 فإنَّ الدالة المميزة له تعطى بالعلاقة: $\psi_X\left(t\right)=e^{-a|t|}=e^{-2|t|}$; $t\in\mathbb{R}$

. \overline{X} عينة عشوائية لـ X والمطلوب تعيين الدالة المميزة لـ \overline{X} ، ثم تعيين التوزيع الاحتمالي رحم المحتمالي عبد المحتمالي المحتمالي عبد المحتمالي المحتمالي رحم المحتمالي المحتمالي

$$\psi_{\overline{X}}(t) = \psi_{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right)/n}(t) = \prod_{i=1}^{n} \psi_{X_{i}}\left(\frac{t}{n}\right) = \prod_{i=1}^{n} \psi_{X}\left(\frac{t}{n}\right) = \left[\psi_{X}\left(\frac{t}{n}\right)\right]^{n} = \left[e^{-2\left|\frac{t}{n}\right|}\right]^{n} =$$

وهذا يعني أنَّ لـ \overline{X} نفس الدالة المميزة لـ X ، ومنه فإنَّ للمتغير العشوائي \overline{X} نفس التوزيع الاحتمالي لـ X ومنه فإنَّ \overline{X} هو متغير عشوائي من النمط كوشي بوسيطين الأول a=2 والثاني b=0.

من النمط كوشى بوسيطين الأول X=2 والثانى \overline{X} ، فإنَّ للمتغير العشوائي \overline{X} نفس التوزيع الاحتمالي لـ X ومنه فإن \overline{X} هو متغير عشوائي من النمط كوشى بوسيطين الأول a=2 والثانى b=0.

 $:P\left(\overline{X}>2\right)$ حساب (7

$$P\left(\overline{X} > 2\right) = 1 - P\left(\overline{X} \le 2\right) = 1 - F_{\overline{X}}\left(2\right) = 1 - \left[\frac{1}{\pi}\arctan\left(\frac{2}{2}\right) + \frac{1}{2}\right] = 1 - \left[\frac{1}{\pi}\left(\frac{\pi}{4}\right) + \frac{1}{2}\right] = \frac{1}{4}$$

 X_1,X_2 ، والمطلوب تعيين الدالة التوزيعية المشتركة لـ n=2 ، والمطلوب تعيين الدالة التوزيعية المشتركة ال

بما أنَّ X_1, X_2 عينة عشوائية لـ X فهما مستقلان ولهما نفس التوزيع الاحتمالي لـ X وبنفس الوسطاء وبالتالي فإنَّ:

$$\begin{split} &F_{(X_1, X_2)}(x_1, x_2) = F_{X_1}(x_1). \, F_{X_2}(x_2) = \\ &\left[\frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x_1}{2}\right) + \frac{1}{2} \right]. \left[\frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x_2}{2}\right) + \frac{1}{2} \right], \, x_1 \in \mathbb{R}, \, x_2 \in \mathbb{R} \end{split}$$

 $:P(X_1 < 2, X_2 < 2)$ حساب (9

$$P(X_{1} < 2, X_{2} < 2) = P(X_{1} < 2).P(X_{2} < 2) = F_{X_{1}}(2).F_{X_{2}}(2) =$$

$$= \left[\frac{1}{\pi}\arctan\left(\frac{2}{2}\right) + \frac{1}{2}\right].\left[\frac{1}{\pi}\arctan\left(\frac{2}{2}\right) + \frac{1}{2}\right] = \left[\frac{1}{\pi}\left(\frac{\pi}{4}\right) + \frac{1}{2}\right]^{2} = \left(\frac{3}{4}\right)^{2} = \frac{9}{16}$$

أو بمكن الحل بالشكل:

$$P(X_{1} < 2, X_{2} < 2) = F_{(X_{1}, X_{2})}(2, 2) =$$

$$= \left[\frac{1}{\pi}\arctan\left(\frac{2}{2}\right) + \frac{1}{2}\right] \cdot \left[\frac{1}{\pi}\arctan\left(\frac{2}{2}\right) + \frac{1}{2}\right] = \left[\frac{1}{\pi}\left(\frac{\pi}{4}\right) + \frac{1}{2}\right]^{2} = \left(\frac{3}{4}\right)^{2} = \frac{9}{16}$$

السؤال الثاني:

(أ

X و X و الكثافة الهامشية لكل من X و X

$$f_{X}(x) = \int_{0}^{\infty} f(x, y) dy = \int_{0}^{\infty} x e^{-x(y+1)} dy = x e^{-x} \int_{0}^{\infty} e^{-xy} dy =$$

$$= x e^{-x} \left[-\frac{1}{x} e^{-xy} \right]_{0}^{\infty} = x e^{-x} \left[0 + \frac{1}{x} \right] = e^{-x} \implies f_{X}(x) = e^{-x} ; x > 0$$

. $\lambda = 1$ واضح أنَّ المتغير العشوائي X من النمط الأسي بالوسيط

$$f_{Y}(y) = \int_{0}^{\infty} f(x, y) dx = \int_{0}^{\infty} xe^{-x(y+1)} dx$$

ولإيجاد قيمة التكامل الأخير نجري التحويل التالي:

$$z = x(y+1) \Rightarrow x = \frac{z}{(y+1)} \Rightarrow dx = \frac{dz}{(y+1)}$$
$$x = 0 \Rightarrow z = 0 \quad , \quad x = \infty \Rightarrow z = \infty$$

ومنه نجد أنَّ

$$f_{Y}(y) = \int_{0}^{\infty} \left(\frac{z}{y+1}\right) e^{-z} \frac{dz}{(y+1)} = \frac{1}{(y+1)^{2}} \int_{0}^{\infty} z \ e^{-z} dz = \frac{\Gamma(2)}{(y+1)^{2}} = \frac{1}{(y+1)^{2}} \Rightarrow$$

$$f_{Y}(y) = \frac{1}{(y+1)^{2}} \ ; \ y > 0$$

. X تعيين دوال الكثافة الشرطية لـ X حيث Y ، ولـ Y حيث \mathcal{Z}

$$f(x/y) = \frac{f(x,y)}{f(y)} = \frac{x e^{-x(y+1)}}{\frac{1}{(y+1)^2}} = x (y+1)^2 e^{-x(y+1)}; x > 0$$

$$f(y/x) = \frac{f(x,y)}{f(x)} = \frac{xe^{-x(y+1)}}{e^{-x}} = xe^{-xy} ; y > 0$$

. $\lambda=x$ واضح أنَّ المتغير العشوائي الشرطي Y حيث X هو متغير عشوائي من النمط الأسي بالوسيط

. X حيث التوقع الشرطي والتباين الشرطي والدالة المولدة الشرطية والدالة التوزيعية الشرطية لـ Y حيث X

بما أنَّ المتغير العشوائي الشرطي Y حيث X هو متغير عشوائي من النمط الأسي بالوسيط X=x فإنَّ:

$$E(Y/X) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{x}$$
, $V(Y/X) = \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{x^2}$

$$M_{Y/X}(t) = \left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{-1} = \left(1 - \frac{t}{x}\right)^{-1}$$
, $F(y/x) = 1 - e^{-\lambda y} = 1 - e^{-xy}$; $y > 0$

ب) بفرض أنّ X متغير عشوائي بواسوني وسيطه λ ، والمطلوب:

X تعيّن كل من الدالة المولدة والدالة المولدة التراكمية والدالة المولدة للعزوم المركزية لـ X

بما أنَّ X متغير عشوائي بواسوني وسيطه λ فإنَّ $E\left(X\right)=$ وكما أنَّ:

الدلة المولدة له هي:

$$M_X(t) = e^{-\lambda(1-e^t)}$$

الدالة التراكمية له هي:

$$K_X(t) = \ln\left[M_X(t)\right] = \ln\left[e^{-\lambda\left(1-e^t\right)}\right] = -\lambda\left(1-e^t\right)$$

الدالة المولدة للعزوم المركزية:

$$M_{(X-EX)}(t) = e^{-tEX} M_X(t) = e^{-\lambda t} \left[e^{-\lambda(1-e^t)} \right] = e^{-\lambda(1+t-e^t)}$$

Z=3X عيِّن التوزيع الاحتمالي للمتغير Z=3X

بما أنَّ X متغير عشوائي بواسوني وسيطه λ فإنَّ القانون الاحتمالي له يعطى بالشكل:

$$P_X(x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}$$
; $x = 0, 1, 2,, \infty$

وبالتالي فإنَّ:

$$P_{z}(z) = P\{Z = z\} = P\{3X = z\} = P\{X = \frac{z}{3}\} = P_{x}(\frac{z}{3}) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{(\frac{z}{3})}}{(\frac{z}{3})!}; z = 0, 3, 6, \dots$$

P(X + Y = n) عندئذٍ احسب X ، وله نفس التوزيع الاحتمالي بنفس الوسيط X عندئذٍ احسب Y

اِنَّ الحدث $\{X+Y=n\}$ یکتب بالشکل:

$${X + Y = n} = \bigcup_{i=0}^{n} {X = i, Y = n - i}$$

وهذه الأحداث مستقلة مثنى مثنى ، ومتنافية مثنى مثنى فإنَّ:

$$P\{X + Y = n\} = P\{\bigcup_{i=0}^{n} \{X = i, Y = n - i\}\} = \sum_{i=0}^{n} P\{X = i, Y = n - i\}$$

$$= \sum_{i=0}^{n} P\{X = i \} P\{Y = n - i \} = \sum_{i=0}^{n} P_X(i) P_Y(n - i)$$

$$= \sum_{i=0}^{n} \left[e^{-\lambda} \frac{\lambda^{i}}{i!} \right] \left[e^{-\lambda} \frac{\lambda^{(n-i)}}{(n-i)!} \right] = e^{-2\lambda} \sum_{i=0}^{n} \left(\frac{\lambda^{i} \lambda^{(n-i)}}{i!(n-i)!} \right) = e^{-2\lambda} \frac{1}{n!} \sum_{i=0}^{n} \left(\frac{n!}{i!(n-i)!} \right) \lambda^{i} \lambda^{(n-i)}$$

سلم تصحيح امتحان مقرر نظرية الاحتمالات للفصل الدراسي الثاني للعام 2016 - 2017 .

$$P\left\{X + Y = n\right\} = e^{-2\lambda} \frac{1}{n!} \sum_{i=0}^{n} C_{i}^{n} \lambda^{i} \lambda^{(n-i)} = e^{-2\lambda} \frac{1}{n!} (\lambda + \lambda)^{n} = e^{-2\lambda} \frac{(2\lambda)^{n}}{n!} \quad ; \quad n = 0, 1, 2, ...$$

. أي أنَّ مجموع متغيرين عشوائيين بواسونيين لهما نفس الوسيط λ هو متغير عشوائي بواسوني جديد وسيطه 2λ أي مجموع الوسيطين

ههه انتهت الأحوبة هههه

أ.أحمد حاتم أبو حاتم 0947075489